

DETERMINANTES DE LAS IMPORTACIONES ESPAÑOLAS DE PRODUCTOS INDUSTRIALES PROCEDENTES DE LA C.E.

LOURDES MORENO MARTÍN
Universidad Complutense y Fundación Empresa Pública

El objetivo de este trabajo es analizar los factores determinantes de las importaciones españolas de productos industriales procedentes de la Comunidad Europea en el período 1978-1989. Para ello, se estima una función de demanda de importaciones con datos de panel, lo que permite obtener elasticidades precio para catorce sectores industriales. Adicionalmente, la especificación clásica de demanda se amplía para incorporar, además de la renta y los precios relativos, variables representativas de las estrategias de las empresas omitidas en trabajos previos. Los resultados confirman el efecto que la posición de ventaja-desventaja tecnológica de España frente a la CE, así como la participación de capital extranjero sectorial, tienen no sólo sobre la evolución de las importaciones, sino, además, sobre las elasticidades precio y renta.

Palabras clave: importaciones, elasticidades, ventaja-desventaja tecnológica, participación de capital extranjero, Comunidad Europea.

El objetivo de este trabajo es investigar sobre los factores determinantes de las importaciones españolas de productos industriales procedentes de la Comunidad Europea (CE) en el período 1978-1989.

En el contexto de la evidencia empírica disponible para la economía española sobre funciones de comercio¹, este trabajo se podría caracterizar por los tres rasgos siguientes. En primer término, por su aproximación desagregada desde un punto de vista geográfico. Así, la mayoría de los trabajos previos están referidos a las importaciones procedentes del resto del mundo². Sin embargo, cabe pensar que tanto la relación de factores explicativos del comportamiento de las importaciones como la intensidad de su influencia relativa sobre ellas pueden variar según cuál sea el área de origen. En este sentido, sería conveniente disponer de estimaciones de las importaciones procedentes de diferentes áreas.

La elección de la CE para un primer análisis específico se justifica por su gran importancia en los flujos comerciales de España. En concreto, la cuota que

(1) Véase Bonilla (1978), Mauleón (1985), Fernández y Sebastián (1989), Werling (1991) y Buisan y Gordo (1994).

(2) A excepción de Fernández y Sebastián (1989).

representa el mercado comunitario en el comercio exterior de España ha experimentado un crecimiento continuado durante el período 1978-1989, alcanzando en el año 1989 niveles superiores al 65 por cien. Los mayores incrementos de esta cuota se han producido tras la entrada de España en la Comunidad Europea. Así, mientras la tasa media de crecimiento acumulativo de las importaciones reales manufactureras para el conjunto del período fue del 11,8 por cien, para los años 1986-89 fue del 21,5 por cien.

El segundo rasgo diferenciador del presente estudio, respecto a los efectuados con anterioridad sobre el tema, es su carácter desagregado, esta vez en un sentido sectorial. En efecto, la mayoría de la evidencia empírica disponible³ sobre funciones de comercio referidas a España utilizan como referencia bien el conjunto de bienes o bien todos los que no son energéticos. En todos estos estudios se concluye, no obstante, señalando la necesidad de abordar el análisis de los flujos de comercio desagregando por ramas de actividad y, por ello, aquí se ha optado por dicha aproximación desagregada.

Del análisis de los datos se deduce que el comportamiento de las importaciones de las diferentes ramas de actividad industrial fue muy similar al agregado de manufacturas, es decir, presentaron elevadas tasas de crecimiento en el período 1978-1989, especialmente intensas a partir de 1986. Sin embargo, como es lógico, el rango de variación sectorial fue importante. Los sectores que experimentaron un mayor crecimiento de sus importaciones fueron Material de transporte, Papel y derivados, Textil, vestido y calzado, y Alimentación. Y, aunque las ramas de actividad caracterizadas por un alto contenido tecnológico como el de Máquinas de oficina, Maquinaria, Material eléctrico y Químico presentaron en este período tasas de crecimiento inferior a la media, su participación en el conjunto de las importaciones comunitarias españolas sigue siendo muy importante. En concreto, estos sectores junto con Material de transporte, representan más del 60 por cien de las importaciones procedentes de la CE.

La evolución de las importaciones españolas procedentes de esta área está bastante ligada a la evolución de los índices de precios relativos y de la demanda española. Las ganancias de competitividad de los años 1980, 1981 y 1983 se corresponden con caídas en las tasas de crecimiento de las importaciones. A partir de 1985, las pérdidas de competitividad se reflejan en fuertes incrementos de éstas. Por su parte, el perfil evolutivo de la demanda final e interna hasta 1981 y a partir de 1985 es plenamente coincidente con el de las importaciones. Y aunque, en los años 1982 y 1984, las caídas de la demanda no se reflejan en disminuciones de la importación, las pérdidas de competitividad señaladas en estos años podrían compensar esta caída de la demanda.

El tercer rasgo diferencial de la presente investigación es la inclusión, entre los factores determinantes de las importaciones —además de la renta y los precios relativos—, de variables representativas de las estrategias competitivas de las empresas que, de acuerdo con las nuevas teorías del comercio internacional enmarcadas en contextos de competencia imperfecta, parecen cruciales para explicar los intercambios comerciales, especialmente cuando, como es el caso, se utilizan datos

(3) A excepción de Werling (1991).

desagregados⁴. Como primera aproximación de los posibles determinantes, en este trabajo se han elegido: la participación de capital extranjero y una variable que trata de aproximar la ventaja-desventaja tecnológica de España frente a la CE.

Las estimaciones se han llevado a cabo siguiendo la metodología de datos de panel. Además, en el Apéndice se presentan estimaciones de las elasticidades medias sectoriales a partir de una metodología alternativa propuesta por Pesaran y Smith (1993).

El artículo se ha estructurado de la siguiente manera: en el epígrafe 1 se presenta la especificación de la función de importaciones así como la definición de variables, las estimaciones más relevantes se presentan en el epígrafe 2, en el apartado 3 se comparan los resultados del trabajo con estimaciones previas de la economía española y, por último, el apartado 4 recoge las principales conclusiones.

1. ESPECIFICACIÓN Y DEFINICIÓN DE VARIABLES

La mayoría de la evidencia empírica para la economía española se ha realizado sobre la base de una función de demanda de importaciones cuyos factores determinantes son la capacidad de gasto de los agentes que demandan importaciones y una variable que recoge la competitividad de los bienes importados frente a los bienes interiores sustitutos de importación⁵. Implícitamente, se está asumiendo una elasticidad precio infinita en la oferta de importaciones; supuesto que parece razonable al ser España un país pequeño y, por tanto, con una demanda que no afecta al precio mundial.

Siguiendo la línea de estos trabajos previos, la especificación de partida de este trabajo es la función clásica de demanda de importaciones, con la única salvedad de que aquí se utilizan datos de panel. La forma funcional elegida es la log-lineal. Así pues, las importaciones reales (MR) se explican sobre la base de la demanda española en términos reales (Y) y un índice de precios relativos expresados en moneda común (IPR):

$$\ln MR_{it} = \beta_0 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln IPR_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad [1]$$

donde i hace referencia a las 14 ramas industriales de la clasificación NACE-CLIO (R25) (véase Apéndice 1) y t al período muestral 1978-1989.

La variable dependiente, las importaciones reales (MR), hace referencia a seis países de la Comunidad⁶, en la medida que no ha sido posible encontrar información con el grado de desagregación requerido para el resto de los países de la CE.

El índice de precios relativos (IPR) se define como el cociente entre los precios de importación expresados en pesetas y los precios interiores de los bienes españoles. Ahora bien, en la medida que España no elabora precios de importación, para su aproximación se han utilizado dos alternativas: los IVUs de las importaciones desagregadas procedentes de la CE (IPR1) y los deflatores implí-

(4) Véase Helpman y Krugman (1985) y Krugman (1990).

(5) Véase Goldstein y Khan (1985).

(6) Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Gran Bretaña e Italia.

citos de las exportaciones de la CE (IPR2)⁷. Aunque el precio de importación debería incorporar los derechos arancelarios, no ha sido posible disponer de una serie temporal para el nivel de desagregación requerido aquí. Por consiguiente, no se están considerando los grandes cambios producidos en nuestro país a partir del año 1986. Buisan y Gordo (1994) incorporan la protección nominal a los IVUs en la estimación de las importaciones procedentes del resto del mundo. Sus resultados constatan una mayor elasticidad de las importaciones a las variaciones de los aranceles que a las del índice de precios. Por tanto, la no consideración de los derechos arancelarios puede generar un sesgo a la baja en la elasticidad precio.

Con respecto al precio interno, este debería ser una aproximación del precio de los bienes internos sustitutos de los importados y, en este sentido, debería recoger únicamente el precio de los bienes comercializables. En la práctica, sin embargo, la dificultad de disponer de índices de precios de bienes comercializables ha llevado a utilizar aproximaciones que incorporan el precio de los bienes no comercializables —por ejemplo, el deflactor del producto interior bruto—, donde, por tanto, se está imponiendo que la elasticidad de las importaciones con respecto a ambos tipos de bienes es la misma. En este trabajo, se ha intentado solucionar este problema, aproximando los precios interiores por el índice de precios de productos industriales, que, por consiguiente considera únicamente el precio de los bienes comercializables.

Para aproximar la demanda española se han utilizado dos variables. En primer lugar, la suma del PIB real más las importaciones totales (VAMR). La idea que justifica esta elección es que las importaciones tienen por objeto satisfacer la demanda final del país, esto es, el consumo y la inversión tanto públicos como privados más las exportaciones, y este agregado es contablemente equivalente al PIB más las importaciones totales. Ahora bien, es necesario tener en cuenta que, cuando se desagrega esta magnitud para los 14 sectores industriales, la variable resultante, valor añadido más las importaciones sectoriales, no se corresponde exactamente con la demanda final sectorial. Sin embargo, a pesar de esta limitación, es una de las variables consideradas⁸.

Adicionalmente, en las estimaciones de importaciones de manufacturas ha sido habitual aproximar la demanda por el *output* en manufacturas o la demanda interna del país. Por ello, se ha calculado el consumo aparente —la producción más las importaciones menos las exportaciones en términos reales— como aproximación de la demanda interna. Esta variable puede interpretarse como la suma de los consumos intermedios y el consumo y la inversión finales. Ahora bien, en la medida que un porcentaje elevado de las importaciones españolas van dirigidas a la exportación, parece conveniente agregar ésta al consumo aparente y, por tanto, la segunda variable finalmente utilizada es la suma de la demanda interna y las exportaciones (DIEX)⁹.

(7) Adicionalmente, se calculó otro índice de precios relativos a partir de los IVUs que publica la Dirección General de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda. Sin embargo, dado que estos índices no están disponibles para el grado de desagregación requerido en este trabajo y que, además, sólo se refieren al conjunto de las importaciones españolas sin diferenciar por áreas geográficas, no se presentarán estimaciones con este indicador.

(8) Esta variable ha sido utilizada en estimaciones españolas por Mauleón (1985) y Buisán y Gordo (1994).

(9) Esta variable ha sido utilizada en estimaciones españolas por Werling (1991).

Dado que el período muestral incorpora el año de adhesión de España a la CE, en la especificación también se incluirá una variable ficticia que toma el valor 1 a partir de 1986 con el objeto de contrastar si ha habido un cambio estructural en las importaciones españolas procedentes de este área.

Pero como ya he comentado, la función tradicional de las importaciones omite variables representativas de las estrategias empresariales que en un marco de competencia imperfecta, y de acuerdo con los nuevos modelos de comercio internacional basados en la organización industrial, parecen imprescindibles para explicar las pautas de comercio de bienes manufacturados. Por ello, la especificación de la demanda de importaciones se ampliará para incorporar, además de la renta y los precios relativos, otros factores explicativos que parecen relevantes, especialmente, cuando se trabaja con datos desagregados.

La primera variable que se considerará trata de recoger la posición relativa de España en su ventaja-desventaja tecnológica frente a la CE. Se pretende contrastar si aquellos sectores con un esfuerzo tecnológico favorable a la CE presentan, a igualdad de otras variables, un mayor volumen de importaciones. Esta hipótesis se podría enmarcar dentro de la evidencia empírica de las teorías neotecnológicas, cuyos modelos tratan de explicar la especialización comercial de los países, incorporando las condiciones tecnológicas de éstos como determinantes del comercio. El modelo de desfase tecnológico de Posner (1961) y el del ciclo del producto de Vernon (1966) son los desarrollos teóricos pioneros en este campo. Para aproximar esta variable se ha utilizado la diferencia entre las intensidades de los gastos en I+D de la CE y España (DIFID).

El segundo factor explicativo que se incluirá es la participación de capital extranjero (PCE) de los sectores industriales. De acuerdo con la literatura económica sobre la conducta de las empresas multinacionales, la inversión directa podría ser una vía para consolidar y ampliar los mercados de exportación. Es más, dado que algunas de las ventajas competitivas de estas empresas se reflejan en activos intangibles -alta tecnología, capacidad de innovar, poder negociador, redes de comercialización- de difícil valoración, las empresas multinacionales prefieren explotarlas de forma interna a través de la inversión directa en lugar de la exportación. Por consiguiente, podría esperarse que las empresas participadas por capital extranjero presenten un mayor volumen de importaciones, a igualdad de otras variables, que las de capital nacional. En Yamawaki (1991) se constata que la presencia de empresas subsidiarias japonesas en Estados Unidos ha promovido fuertemente las exportaciones japonesas a este país y, por consiguiente, presenta una evidencia favorable a la hipótesis planteada en este trabajo. La evidencia empírica para la economía española confirma que las empresas participadas presentan una mayor propensión importadora [véase, por ejemplo, Segura *et al.* (1992) y Martín y Velázquez (1993)].

Para analizar el efecto directo que la ventaja-desventaja tecnológica y la participación de capital extranjero pueden tener en la evolución de las importaciones, la especificación de la demanda de importaciones se amplía como sigue:

$$\ln MR_{it} = \beta_0 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln IPR_{it} + \beta_2 \ln PCE_i + \beta_3 DIFID_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad [2]$$

Pero, además, la importancia de las transacciones intraempresa que se generan como consecuencia de la existencia de elevadas participaciones de inversión extranjera puede tener implicación en la repuesta del comercio de un país ante

variaciones en la renta y en los precios¹⁰. Así, en la medida que la inversión extranjera y, por tanto, el comercio intraempresa está especialmente localizado en industrias de tecnología intensiva, los productos que se intercambian entre las filiales de una empresa multinacional tienen un número escaso de sustitutos cercanos. Por consiguiente, es razonable pensar que las importaciones intraempresa sean menos sensibles a las variaciones de los precios y renta. Los resultados del trabajo de Goldbsborough (1981) parecen confirmar esta hipótesis. Este autor estima funciones desagregadas de importación, diferenciando el comercio intraempresa del convencional. Las elasticidades renta y, especialmente, precio de las importaciones convencionales son muy superiores a las de las importaciones totales. Además, de sus resultados se deduce la escasa capacidad explicativa de las variables de la teoría clásica de demanda en los flujos de comercio intraempresa.

Para contrastar esta hipótesis, es decir, el efecto indirecto en las elasticidades precio y renta de la participación de capital extranjero, esta variable debe introducirse de forma multiplicativa con la renta y los precios, y la especificación sería la siguiente:

$$\ln MR_{it} = \ln Y_{it} (\gamma_0 + \gamma_1 \ln PCE_i) + \ln IPR_{it} (\gamma_2 + \gamma_3 \ln PCE_i) + \gamma_4 DIFID_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad [3]$$

2. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

En este apartado se presentan las principales estimaciones con datos de panel de las tres especificaciones alternativas señaladas en el apartado anterior de las importaciones españolas de productos industriales procedentes de la CE en el período 1978-1989.

En la estimación de estas relaciones económicas mediante datos de panel se asume que los efectos de las variables explicativas son homogéneos entre sectores. Los estimadores obtenidos deben interpretarse como una media sectorial del efecto. La única fuente de heterogeneidad en las especificaciones se introduce a través de los efectos sectoriales α_i . La estimación de estas ecuaciones por MCO conducirá a estimaciones sesgadas de los parámetros en presencia de correlación entre estos efectos y las variables explicativas. Sin embargo, cualquier transformación que permita eliminar los efectos individuales también hace desaparecer la participación de capital extranjero —no se dispone de una serie temporal para esta variable—, por lo que, como primera aproximación, se han realizado estimaciones en niveles por MCO.

En el Cuadro 1 se presentan las estimaciones que incorporan como variable precio el cociente de los IVUs de las importaciones procedentes de la CE y los precios de productos industriales de España (IPR1). En las dos primeras columnas, la variable renta utilizada es el valor añadido más las importaciones (VAMR) y, en las restantes, la demanda se ha aproximado por la demanda interna más las exportaciones (DIEX). Como puede apreciarse en las columnas 1 y 3 del Cuadro 1, aunque las variables renta y precio presentan el signo esperado, los estadísticos M1 y M2 denotan correlación en los residuos. La ampliación de esta especifica-

(10) En Segura *et al.* (1992) se confirma la importancia de la participación de las importaciones vinculadas para las empresas manufactureras españolas.

Cuadro 1: ESTIMACIONES EN NIVELES

$$\ln MR_{it} = \beta_0 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln IPR_{it} + \beta_2 \ln PCE_i + \beta_3 DIFID_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

MÉTODO	(1) MCO	(2) MCO	(3) MCO	(4) MCO
CTE	8,46 (3,8)	5,40 (3,4)	11,50 (5,9)	9,68 (6,9)
VAMR	0,43 (4,1)	0,60 (8,0)		
DIEX			0,23 (2,8)	0,34 (4,6)
IPR1	-0,61 (1,5)	-0,72 (2,9)	-0,71 (1,8)	-0,90 (3,6)
PCE		0,43 (9,9)		0,35 (7,2)
DIFID		0,03 (3,7)		0,05 (4,4)
D8689		0,53 (6,7)		0,66 (8,0)
M1	8,4	6,9	7,9	7,1
M2	8,0	6,2	7,5	6,4
AÑOS	79-89	79-89	79-89	79-89

Nota: Entre paréntesis, debajo de cada coeficiente, aparecen los estadísticos t robustos a heterocedasticidad. M1 y M2 son los estadísticos de correlación serial de primer y segundo orden, cuya distribución es una t [véase Arellano y Bond (1988)].

ción con las variables de participación de capital extranjero (PCE), la diferencia de intensidad tecnológica con respecto a la CE (DIFID) y la variable ficticia que recoge la entrada de España en la CE (D8689) reduce marginalmente los estadísticos, si bien se constata la elevada significatividad que estas variables presentan en la explicación de las importaciones. Cuando se utilizó como índice de precios relativos el cociente de los deflatores implícitos de las exportaciones de la CE y el índice de precios industriales de España (IPR2), si bien los coeficientes del resto de variables presentaban magnitudes similares, la elasticidad precio se reducía fuertemente y esta variable resultaba ser no significativa.

De los valores de los estadísticos se puede inferir, además, la existencia de correlación entre las variables explicativas y el efecto fijo. De hecho, esta idea se confirma cuando se lleva a cabo un contraste de ausencia de correlación

Cuadro 2: ESTIMACIONES EN DIFERENCIAS

$$\ln MR_{it} = \beta_0 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln IPR_{it} + \beta_2 \ln PCE_i + \beta_3 DIFID_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MÉTODO	MCO	VI	VI	VI	VI	VI
VAMR	1,07 (4,8)	2,29 (6,6)	0,52 (2,4)	0,42 (2,1)	0,33 (1,9)	0,34 (2,2)
IPR1	-0,78 (2,8)	-0,56 (2,0)	-0,67 (2,3)	-0,53 (1,8)	-0,55 (1,9)	-0,70 (2,5)
D8689				0,13 (3,2)	0,14 (3,4)	0,13 (3,3)
DIFID					-0,02 (1,2)	
LDIFID						0,005 (2,1)
MR (-1)			0,86 (7,3)	0,72 (7,4)	0,74 (7,9)	0,66 (8,1)
M1	2,3	2,2	-2,7	-2,8	-2,7	-2,9
M2	1,5	1,2	0,4	0,1	0,2	0,3
TS		1,3 (1)	7,9 (2)	7,0 (2)	6,9 (2)	5,6 (2)
INST.		VTA (-2), (-3)	VTA, MR (-2), (-3)	VTA, MR (-2), (-3)	VTA, MR (-2), (-3)	VTA, MR (-2), (-3)
AÑOS	79-89	81-89	81-89	81-89	81-89	81-89

Nota: Entre paréntesis, debajo de cada coeficiente, aparecen los estadísticos t robustos a heterocedasticidad. M1 y M2 son los estadísticos de correlación serial de primer y segundo orden. Los instrumentos utilizados son las variables señaladas desfasadas 2 y 3 períodos. El test de Sargan (TS) se distribuye como una χ^2 y entre paréntesis se señalan los grados de libertad. En Arellano y Bond (1988) se encuentra una definición de estos estadísticos.

$[E(X_{it}, \alpha_i) = 0]$. De los diferentes test para contrastar esta hipótesis en este trabajo se ha utilizado el test de Hausman calculado a partir de la metodología propuesta por Arellano (1991); los resultados se presentan en el Apéndice 3. Como puede apreciarse en dicho apéndice, el test de Hausman rechaza la hipótesis nula para todas las especificaciones propuestas.

Por consiguiente, los parámetros estimados del Cuadro 1 no son consistentes y será necesario llevar a cabo una transformación de los datos¹¹ que permita eliminar el efecto fijo del término de error. Bajo el supuesto de estricta exogeneidad de las variables explicativas, la aplicación de MCO a las variables transformadas

das permite obtener estimadores consistentes. En la medida en que la demanda de importaciones españolas representa un porcentaje pequeño en el volumen total de las exportaciones de la CE -4,1% en 1989- parece razonable considerar los precios como exógenos. Sin embargo, las variables utilizadas para aproximar la demanda española pueden generar un problema de simultaneidad con la variable dependiente en la medida en que incorporan en su definición las importaciones totales españolas y ello puede hacer necesario su instrumentalización.

El Cuadro 2 presenta las estimaciones de las variables transformadas en diferencias introduciendo como aproximación de la renta española, el valor añadido más las importaciones (VAMR) y, como aproximación de los precios relativos, IPR1. En la estimación por MCO de la función de demanda clásica de importaciones, los estadísticos M1 y M2 no rechazan, aunque por poco, la hipótesis de ausencia de correlación serial (véase columna 1 del Cuadro 2). La elasticidad renta toma un valor cercano a la unidad y el índice de precios relativos es significativo y con el signo correcto. Cuando como variable renta se utilizaba la demanda interna más las exportaciones, los coeficientes estimados eran muy similares, si bien la elasticidad precio se elevaba marginalmente. Si como aproximación de los precios relativos se introducía IPR2, aunque presentaba el signo correcto resultaba ser no significativo. Además, los estadísticos M1 y M2 confirmaban la existencia de correlación residual.

La instrumentalización de la variable de demanda¹² reduce el estadístico M2 marginalmente. La posible presencia de correlación en los residuos induce a pensar que las importaciones españolas presentan una tendencia que no puede ser explicada por las variables renta y precio. Ahora bien, la introducción de una constante en las estimaciones -tendencia en niveles-, si bien resultaba ser significativa, proporcionaba peores resultados.

Adicionalmente, se incluyeron variables ficticias temporales y de nuevo los resultados eran no satisfactorios. Únicamente cuando se introduce la variable dependiente desfasada -véase columna 3 del Cuadro 2-, se acepta la no correlación serial. Este resultado puede inducir a pensar que las importaciones presentan un comportamiento cíclico respecto a la tendencia que sólo es captado por las importaciones retardadas. Ahora bien, en esta estimación, el test de Sargan no se rechaza a un nivel de significatividad muy bajo (1%) y, además, las elasticidades a largo plazo proporcionadas por esta estimación no son aceptables¹³.

La ampliación de la especificación con la variable ficticia de entrada en la CE (D8689) reduce fuertemente las elasticidades renta y precio a largo plazo, en concreto, a 1,5 y -1,9 respectivamente (véase columna 4 del Cuadro 2). La variable ficticia resulta ser significativa y con el signo esperado, por lo que se podría afirmar que la entrada de España en la CE ha supuesto un cambio estructural con esta área.

Ahora bien, como se ha podido constatar en las estimaciones en niveles, existen otros factores que parecen ser determinantes en la evolución de las impor-

(11) Desviaciones respecto a la media, desviaciones ortogonales o diferencias [véase Arellano y Bover (1990)].

(12) De los posibles instrumentos, es la producción de bienes y servicios destinadas a la venta (VTA), una de las aproximaciones de demanda utilizada en trabajos de importaciones desagregadas, la que mejores resultados ha proporcionado.

3) Las elasticidades renta y precio a largo plazo son 3,7 y -4,8 respectivamente.

taciones. Aunque el efecto directo de la participación de capital extranjero no puede ser estimado, es interesante analizar si la ampliación de la especificación clásica de demanda con la ventaja-desventaja tecnológica mejora la estimación. Cuando se incluye esta variable en diferencias, presenta un signo contrario al esperado, pero resulta ser no significativa. Por consiguiente, podría afirmarse que la variación en la desventaja tecnológica de España con respecto a la CE no parece afectar a la evolución de las importaciones (véase columna 5 del Cuadro 2).

La escasa variación temporal que experimenta la diferencia en intensidad en I+D de ambas áreas en el período de análisis podría explicar este resultado. El análisis descriptivo de los datos permite constatar que existe una relación importante entre los sectores intensivos en I+D en España y la CE, pero que la ventaja siempre es favorable a la Comunidad. Además, ésta se ha mantenido en el período considerado.

Sin embargo, y como puede apreciarse en la columna 6 del Cuadro 2, cuando esta variable se introduce en niveles resulta claramente significativa. Su coeficiente, en este caso, debe ser interpretado como el efecto que la desventaja tecnológica —no su variación— tiene sobre la evolución de las importaciones. Por consiguiente, se podría afirmar que es el mayor (menor) grado de intensidad tecnológica de la CE (de España) lo que genera un mayor volumen de importaciones¹⁴. De las estimaciones presentadas, es en ésta donde el test de Sargan no se rechaza al mayor nivel de significatividad (10%). La elasticidad renta se reduce con respecto a la estimación que solo incorpora la D8689 y la elasticidad precio no se ve modificada.

Como se ha señalado, existe una especificación alternativa que intenta valorar si el grado de participación de capital extranjero sectorial puede afectar a las elasticidades renta y precio. Las estimaciones de esta especificación, donde esta variable se introduce de forma multiplicativa con los precios y la renta, se presentan en el Cuadro 3. Los resultados presentados en la primera columna de dicho cuadro permiten confirmar la hipótesis previamente formulada: en aquellos sectores con mayor participación de capital extranjero y, por tanto, un mayor porcentaje de importaciones vinculadas, las importaciones son menos sensibles a las variaciones de la renta y de los precios relativos. La introducción adicional de la variable que recoge la diferencia en la intensidad en I+D de ambas áreas no produce variaciones en los coeficientes y mejora levemente el estadístico M2. En cualquier caso, de ambas estimaciones se deduce la existencia de correlación serial.

Con esta especificación, sin embargo, es posible eliminar este problema introduciendo variables ficticias temporales, como puede observarse en las dos últimas columnas del Cuadro 3. La introducción de la variable dependiente desfasada proporcionaba en este caso peores resultados y reducía fuertemente la significatividad de los parámetros. Las estimaciones de esta especificación utilizando la demanda interna más las exportaciones como aproximación a la demanda proporcionaban peores resultados.

Por último, se tratará de aportar alguna evidencia de las diferencias en las elasticidades precio de las diferentes ramas industriales. Aunque el enfoque más correcto para abordar esta cuestión sería la estimación de funciones desagregadas

(14) Esta idea se contrastó adicionalmente, dividiendo la desventaja tecnológica en sus dos componentes: intensidad en I+D de la CE (IDVACE) y de España (IDVA). Ambas resultaban significativas y con el signo esperado: positivo y negativo, respectivamente.

Cuadro 3: ESTIMACIONES EN DIFERENCIAS

$$\ln MR_{it} = \ln Y_{it} (\gamma_0 + \gamma_1 \ln PCE_i) + \ln IPR_{it} (\gamma_2 + \gamma_3 \ln PCE_i) + \gamma_4 DIFID_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

MÉTODO	(1) MCO	(2) MCO	(3) MCO	(4) MCO
VAMR	2,07 (3,9)	2,02 (4,4)	1,86 (4,8)	1,88 (4,9)
VAMRxPCE	-0,34 (1,9)	-0,35 (2,4)	-0,32 (3,2)	-0,33 (3,3)
IPR1	-1,54 (2,2)	-1,46 (2,1)	-1,42 (5,0)	-1,41 (5,0)
IPR1xPCE	0,33 (1,4)	0,27 (1,1)	0,28 (2,5)	0,27 (2,3)
D8689	0,06 (2,3)	0,06 (2,0)		
LDIFID		0,01 (3,3)		0,004 (4,3)
M1	2,3	2,1	2,1	2,0
M2	2,4	1,7	-0,5	-0,5
FICTICIAS TEMPORALES	NO	NO	SI	SI
AÑOS	1979-89	1979-89	1979-89	1979-89

Nota: Los estadísticos de las columnas 3 y 4 no son robustos a heterocedasticidad.

sectorialmente, el disponer solamente de 12 años no hace posible esta aproximación. En su defecto, se intentará explotar el panel disponible para, imponiendo la misma elasticidad al resto de variables, obtener elasticidades precio desagregadas descomponiendo el índice de precios en catorce variables sectoriales¹⁵. Los resultados de las estimaciones por MCO se presentan en el Cuadro 4.

Como puede apreciarse en la primera columna de dicho cuadro, de las 14 ramas industriales, en cinco de ellas, Energía (1), Químico (4), Maquinaria (6), Material de oficina (7) y Alimentación (10), las importaciones no parecen verse afectadas por la evolución de los precios relativos; es más, dos sectores presentan una elasticidad precio positiva aunque no significativa. Todas ellas, a excepción

(15) IPR1i, donde i hace referencia a las 14 ramas de actividad de la clasificación NACE-CLIO (R25) señaladas en el Apéndice 1.

Cuadro 4: ESTIMACIONES DESAGREGANDO EL ÍNDICE DE PRECIOS

MÉTODO	(1) MCO	(2) MCO	(3) MCO	(4) MCO
VAMR	1,11 (17,3)	1,10 (16,9)	1,90 (6,3)	1,84 (6,5)
D8689			0,09 (2,4)	0,08 (2,2)
VAMRx PCE			-0,29 (3,2)	-0,29 (3,5)
LDIFID				0,01 (10,3)
IPR11	-0,08 (0,2)	-	-	-
IPR12	-1,57 (2,1)	-1,58 (2,1)	-1,35 (1,9)	-1,33 (2,0)
IPR13	-1,26 (1,9)	-1,27 (1,9)	-1,34 (2,1)	-1,26 (2,1)
IPR14	-0,03 (0,0)	-	-	-
IPR15	-1,56 (3,0)	-1,56 (3,0)	-1,42 (2,9)	-1,46 (3,1)
IPR16	-0,08 (0,2)	-	-	-
IPR17	0,58 (1,6)	-	-	-
IPR18	-0,71 (1,4)	-0,71 (1,4)	-0,78 (1,6)	-1,50 (3,0)
IPR19	-0,96 (1,7)	-0,96 (1,7)	-1,17 (2,2)	-1,12 (2,2)
IPR110	0,56 (0,7)	-	-	-
IPR111	-2,13 (2,4)	-2,14 (2,4)	-1,87 (2,2)	-1,90 (2,4)
IPR112	-1,34 (2,5)	-1,34 (2,5)	-1,14 (2,2)	-1,17 (2,5)
IPR113	-0,86 (2,7)	-0,86 (2,7)	-0,91 (3,0)	-0,96 (3,4)
IPR114	-1,67 (6,0)	-1,67 (6,1)	-1,66 (6,3)	-1,67 (6,8)
IPR1A		0,23 (1,1)	0,19 (1,0)	0,09 (0,5)
M1	5,2	5,3	4,1	2,8
M2	2,7	2,6	2,1	0,7
TF	-	F(5,139)=0,5	-	-
AÑOS	79-89	79-89	79-89	79-89

Nota: Los parámetros no son robustos a heterocedasticidad. El test F es un contraste de igualdad de parámetros de las elasticidades precio de los sectores: 1,4,6,7 y 10 (IPR1A).

de Energía (1), se caracterizan por tener una elevada participación de capital extranjero. Además, es importante destacar que las importaciones de estas cinco ramas suponen, en el período considerado, más del 40% de las importaciones procedentes de la CE, llegando a superar el 50% en algunos años.

A la vista de estos resultados se procedió a agregar los sectores con elasticidad precio no significativa en el índice IPR1A y, como puede apreciarse en la segunda columna del Cuadro 4, las elasticidades renta y precio del resto de las ramas industriales no se ven afectadas. Ahora bien, los estadísticos M1 y M2 de ambas estimaciones denotan la presencia de correlación en los residuos.

Cuando se amplía la especificación incorporando la variable ficticia de efecto de entrada en la CE, así como de las variables de desventaja tecnológica con la CE y de participación de capital extranjero de forma multiplicativa con la renta (véase la última columna del Cuadro 4), los resultados mejoran considerablemente, ya que se reduce fuertemente el estadístico M2 mientras que las elasticidades precio no se ven fuertemente modificadas. Los sectores que presentan una mayor sensibilidad de sus importaciones a las variaciones en los precios son Textil, vestido y calzado y Madera, corcho y otras manufacturas, con unas elasticidades de -1,90 y -1,67 respectivamente. La menor elasticidad precio es la del sector Caucho y Plásticos, con un valor de -0,96.

De los resultados presentados en el Cuadro 4 puede inferirse que el supuesto de homogeneidad de los efectos sectoriales de los precios relativos no se cumple e induce a la necesidad de realizar estimaciones desagregadas cuando se disponga de una serie temporal más larga. Adicionalmente, esta heterogeneidad sectorial puede aportar una explicación adicional a la correlación serial que se detecta en las estimaciones agregadas presentadas en los Cuadros 2 y 3.

Para aportar alguna evidencia acerca de los sesgos en que puede incurrirse al estimar los efectos medios de las variables explicativas con datos de panel cuando el supuesto de homogeneidad sectorial no se cumple, en el Apéndice 4 se presentan las estimaciones de estos efectos medios, a partir de estimaciones individuales de cada rama de actividad. Este procedimiento, que proporciona estimadores no sesgados en presencia de heterogeneidad en los comportamientos individuales, es especialmente aconsejable cuando se estima una especificación dinámica [véase Pesaran y Smith (1993)].

Teniendo presente que no es posible garantizar la consistencia de los parámetros individuales estimados dado el tamaño de la muestra y, por tanto, del efecto medio presentado, los resultados presentados en el Apéndice ponen de manifiesto que si los efectos de las variables explicativas difieren sectorialmente, las estimaciones dinámicas con datos de panel y variables transformadas en desviaciones ortogonales sobreestiman el coeficiente de la variable dependiente desfasada e introducen un sesgo negativo en los coeficientes de las variables explicativas. Estos sesgos, no obstante, se reducen si las estimaciones se realizan con las variables transformadas en diferencias.

3. COMPARACIÓN DE RESULTADOS CON ESTIMACIONES PREVIAS

En este epígrafe se llevará a cabo una comparación entre las elasticidades precio y renta a largo plazo obtenidas en este trabajo y las proporcionadas en estudios previos para la economía española. A excepción del trabajo de Fernández y Sebastián (1989), que presenta estimaciones para las importaciones procedentes

de la CE, el resto de estudios recogidos en el Cuadro 5 están referidos a las importaciones procedentes del resto del mundo.

A pesar de que tanto la metodología como el período muestral utilizados difieren de unos trabajos a otros, lo primero que llama la atención del análisis de dicho cuadro es el amplio rango de variación de las elasticidades precio de las importaciones procedentes del resto del mundo. Así, mientras que en las estimaciones presentadas por Mauleón (1985), las importaciones españolas de bienes no energéticos se explican únicamente sobre la base de la demanda, la elasticidad precio proporcionada por Buisan y Gordo (1994) cuando utilizan el índice de precios industriales como aproximación al precio interior es de -1,7.

La elasticidad renta de los bienes no energéticos presenta, sin embargo, una mayor similitud. Sus valores oscilan entre 1,0 en el trabajo de Mauleón (1985)

Cuadro 5: RESULTADOS DE ESTIMACIONES DE LAS IMPORTACIONES ESPAÑOLAS

	Elasticidad renta a largo plazo	Elasticidad precio a largo plazo	Período
Bonilla (1978)			1962-72
Bienes	1,17	-1,29	Trimestrales
Mauleón (1985)			1973-83
Bienes	0,47	—	Trimestrales
Bienes no energ.	1,00	—	
Andrés <i>et al.</i> (1988)			1965-85
Bienes	1,43	-0,29	Anuales
Bienes no energ.	1,32	-0,44	
Fernández y Sebastián (1989)			1964-88
Resto mundo: Bienes	1,67	-0,30	Anuales
Bienes no energ.	1,73	-0,66	
CE: Bienes	1,10	—	
Werling (1991)			1970-89
Bienes	1,41	-0,75	Anuales
Buisán y Gordo (1994)			1966-92
Bienes no energéticos	1,2 1,8	-1,3 -1,7	Anuales
Moreno (1994)			1978-89
CE: Bienes industriales			Panel
Especificación [1]	1,50	-1,90	
Especificación [3]	1,06	-0,74	

y 1,8 en el trabajo de Buisán y Gordo (1994). Como puede apreciarse en el Cuadro 5, las elasticidades renta proporcionadas en este trabajo se encuentran dentro del intervalo de las obtenidas en las estimaciones previas. Además, la elasticidad que presenta la especificación donde el capital extranjero se introduce de forma multiplicativa con la renta y los precios relativos, 1,1, es idéntica a la proporcionada por Fernández y Sebastián (1989) para las importaciones procedentes de la CE.

Es difícil establecer una comparación de las elasticidades precio con las estimaciones previas dado su amplio rango de variación. Sin embargo, en este trabajo se constata la sensibilidad de las importaciones a las variaciones de los precios relativos, con una elasticidad precio que oscila entre -0,7 de la especificación multiplicativa a -1,9 de la especificación dinámica, resultado que difiere del proporcionado por Fernández y Sebastián (1989) para las importaciones procedentes de la CE. Según este trabajo, las importaciones de este área en el largo plazo sólo se explicarían por la demanda española. No obstante, cabe señalar que estos autores detectan un efecto a corto plazo de los precios relativos en la evolución de las importaciones de -0,25 para el precio relativo de los bienes no enérgéticos y de -0,28 para los energéticos.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha realizado un análisis de los principales factores determinantes de la evolución de las importaciones de productos industriales procedentes de la CE durante el período 1978-1989, a partir de la evidencia empírica proporcionada por la estimación con datos de panel de funciones de demanda de importación. De los resultados presentados pueden inferirse algunas conclusiones.

En primer lugar, el índice de precios relevante para explicar las importaciones españolas es el cociente de los IVUs de las importaciones procedentes de la CE y el índice de precios de productos industriales españoles (IPR1). Con respecto a la variable renta, es la demanda final, aproximada aquí por la suma del valor añadido real y la importaciones reales (VAMR), la que ofrece mejores resultados. Cuando se estima la función clásica de demanda ampliada con la ficticia temporal de entrada en la CE (D8689), la elasticidad renta a corto plazo toma el valor de 0,4 y a largo plazo de 1,5. Las elasticidades precio a corto y largo plazo son, respectivamente, -0,5 y -1,9.

En segundo lugar, la utilización de datos sectoriales ha permitido detectar factores explicativos adicionales a la renta y a los precios relativos que recogen comportamientos estratégicos por parte de las empresas que no habían sido considerados en las estimaciones agregadas y que, sin embargo, parecen tener efecto no sólo en la evolución de los flujos comerciales sino, además, en las elasticidades precio y renta de éstos. En concreto, se demuestra que aquellos sectores con mayor participación de capital extranjero presentan una sensibilidad menor a las variaciones de la renta y de los precios relativos. Dado que del análisis de los datos para la economía española se deduce que las empresas con elevadas participaciones de capital extranjero presentan un alto porcentaje de importaciones vinculadas, el resultado obtenido confirma los de trabajos previos con datos de empresas en los que los flujos comerciales intraempresa son menos elásticos a las variaciones de los precios y de la renta. En cualquier caso, para ser más concluyentes al respecto debería abordarse esta cuestión con flujos comerciales de empresas. En la especi-

ficación que incorpora el capital extranjero de forma multiplicativa con los precios, las elasticidades precio y renta son, respectivamente, -0,7 y 1,1.

En tercer lugar, no ha sido posible detectar un efecto de la evolución de la ventaja-desventaja tecnológica de España con respecto a la CE en la evolución de las importaciones. Ello puede venir motivado por la escasa variabilidad temporal que presenta esta variable en el período considerado. Sin embargo, la mayor intensidad en gastos de I+D en la CE que en España sí parece afectar positivamente a la evolución de las importaciones. En este sentido, se podría afirmar que nuestro país presenta todavía una dependencia de productos con alto contenido tecnológico. De hecho, si se analiza la composición sectorial de las importaciones procedentes de la CE, los mayores porcentajes corresponden a sectores en los cuales el desfase tecnológico es mayor.

En cuarto lugar, para el período muestral disponible, las importaciones procedentes de la CE parecen presentar un comportamiento cíclico que no es recogido por las variables explicativas comentadas, lo que hace necesario introducir las importaciones desfasadas o, alternativamente, ficticias temporales para poder captar este comportamiento. No obstante, la eliminación de la correlación serial en las estimaciones que descomponen el índice de precios relativos para los 14 sectores industriales induce a pensar que la correlación serial de las estimaciones agregadas es consecuencia de la heterogeneidad en el comportamiento sectorial.

La quinta conclusión que puede derivarse de este trabajo es que la entrada en la CE en el año 1986 supuso un cambio estructural en las importaciones procedentes de este área. La variable ficticia temporal -D8689- que se introduce para medir el efecto de la adhesión a este área resulta siempre significativa y con el signo esperado positivo.

Las conclusiones comentadas se derivan, como se ha señalado, de las estimaciones de elasticidades medias sectoriales a partir de datos de panel bajo el supuesto de homogeneidad en los efectos sectoriales de las variables explicativas. La eliminación de este supuesto para los precios relativos ha permitido estimar elasticidades precio para las diferentes ramas de actividad industrial y ha constatado el amplio rango de variación de éstas. En concreto, de los 14 sectores industriales, en cinco de ellos la evolución de los precios no parece afectar a las importaciones. En el resto de las ramas de actividad, los valores de las elasticidades precio oscilan entre -0,96 de Caucho y Plásticos y -1,90 de Textil, vestido y calzado. Este resultado confirma la necesidad de realizar estimaciones desagregadas cuando se disponga de una serie temporal más larga.

APÉNDICE 1: CLASIFICACIÓN NACE-CLIO (R-25) Y SU CORRESPONDENCIA CON LA CNAE

NACE-CLIO R-25	CNAE
1. Energía	11-16
2. Minerales metálicos y siderometalurgia.	21-22
3. Minerales y productos no metálicos.	23-24
4. Químico.	25
5. Productos metálicos.	31
6. Maquinaria.	32
7. Máquinas de oficina y otros.	33, 39
8. Material eléctrico.	34-35
9. Material de transporte.	36-38
10. Alimentación.	41-42
11. Textil, vestido y calzado.	43-45
12. Papel y derivados.	47
13. Caucho y plásticos.	48
14. Madera, corcho y otras manufacturas.	46, 49

APÉNDICE 2: DEFINICIÓN DE VARIABLES

IMPORTACIONES (MR) DE LA CE6: Los datos de importación proceden de las Estadísticas de Comercio Exterior que elabora la Dirección General de Aduanas. Para obtener las series al nivel de desagregación de la clasificación NACE-CLIO (R-25) se ha establecido una correspondencia entre los sectores de dicha actividad y los capítulos (2 dígitos), grupos (3 dígitos) y partidas (5 dígitos) de la CUCI. Para la obtención de las series de importación en términos reales (a pesetas constantes de 1985), los valores nominales se han deflactado por los índices de valores unitarios (IVUs) de las importaciones procedentes de la CE contruidos por la Fundación Tomillo.

Variable de demanda española:

DEMANDA INTERNA MÁS LAS EXPORTACIONES REALES TOTALES (DIEX): Es la suma de la demanda interna española (DIE) y las exportaciones reales totales.

La demanda interna de España (DIE) se ha aproximado por: Valor de las ventas + Importaciones totales - Exportaciones totales, todas expresadas en pesetas constantes de 1985. El valor de las ventas se ha calculado a partir de la siguiente expresión: Producción de bienes y servicios para la venta + Reventa de mercaderías - Variación de existencias de productos terminados. Estos datos se han obtenido de la Encuesta Industrial (EI) y figuran en ella con la misma denominación. El cálculo de la ventas reales se ha realizado deflactando las ventas nominales por el índice de precios industriales del INE. Las exportaciones e importaciones reales se han obtenido deflactando los valores nominales que ela-

bora la Dirección General de Aduanas por los IVUs de comercio total proporcionados por la Fundación Tomillo.

DEMANDA FINAL (VAMR): Es la suma del PIB real –valor añadido real sectorial– y las importaciones reales totales. El valor añadido nominal procede de la EI, y se ha deflactado por el índice de precios de productos industriales del INE.

Índices de precios relativos:

IPR1: Cociente de los IVUs de las importaciones españolas procedentes de la CE proporcionados por la Fundación Tomillo y el índice de precios de productos industriales de España proporcionado por el INE.

IPR2: Cociente de los deflatores implícitos de las exportaciones de la CE proporcionados por EUROSTAT y el índice de precios de productos industriales de España proporcionado por el INE.

PARTICIPACIÓN DE CAPITAL EXTRANJERO: Se ha obtenido a partir de los datos proporcionados por la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) del año 1990. La variable se define en la encuesta como la participación de capital extranjero en el capital social de la empresa. La participación de capital extranjero a nivel sectorial se ha aproximado por una media aritmética simple de las participaciones de capital extranjero de las empresas participadas de cada sector (PCE).

GASTOS EN I+D SOBRE VALOR AÑADIDO (IDVA) (%): El valor añadido procede de la EI. Los gastos de I+D son intramuros y se han obtenido de dos fuentes alternativas: para los años 1978-1981 los datos proceden de la base de datos STII –Scientific Technological and Industrial Indicators– de la OCDE; para los años 1982-1989, se han obtenido de la Estadística sobre Investigaciones Científicas y Desarrollo Tecnológico del INE.

GASTOS EN I+D SOBRE VALOR AÑADIDO DE LA CE6 (IDVAC6) (%): El valor añadido procede de la publicación “Las Cuentas Nacionales (desagregadas por ramas de actividad)” editada por EUROSTAT. Los gastos en I+D proceden de la base de datos STII –Scientific Technological and Industrial Indicators– de la OCDE.

VENTAJA-DESVENTAJA TECNOLÓGICA DE ESPAÑA CON RESPECTO A LA CE6 (DIFID): Se define como la diferencia entre la intensidad de los gastos de I+D sobre valor añadido de la CE6 (IDVAC6) y España (IDVA).

APÉNDICE 3: TEST DE HAUSMAN

El test de Hausman se ha realizado siguiendo la metodología presentada por Arellano (1991), que consiste en contrastar la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$ del siguiente modo:

$$\begin{bmatrix} y_i^* \\ \bar{y}_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_i^* & 0 \\ \bar{x}_i & \bar{x}_i \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_i^* \\ \bar{u}_i \end{bmatrix}$$

dónde y_i^* e x_i^* son T-1 ecuaciones de las variables transformadas en desviaciones ortogonales e \bar{y}_i e \bar{x}_i es la media temporal de las mismas. Esta ecuación puede también ser expresada como:

$$y_i^* = w_i \delta + u_i^*$$

La hipótesis se contrasta por un test de Wald que compara el valor con una χ^2 con r grados de libertad ($n.$ º de parámetros de γ). Es equivalente a contrastar la $H_0 = \beta_{IG} - \beta_{EG} = 0$.

Cuadro A.2: RESULTADOS DEL TEST DE HAUSMAN

W_i	Valor del test	χ^2 al 95%
VAMR,IPR1	37,7	$\chi^2 (2) = 5,9$
VAMR,IPR1,DIFID,D8689	53,3	$\chi^2 (4) = 9,5$
VAMR,IPR1,IDVACE,D8689	31,3	$\chi^2 (4) = 9,5$
VAMR,IPR2	47,0	$\chi^2 (2) = 5,9$
VAMR,IPR2,DIFID,D8689	33,5	$\chi^2 (4) = 9,5$
VAMR,IPR2,IDVACE,D8689	21,9	$\chi^2 (4) = 9,5$
DIEX,IPR1	53,0	$\chi^2 (2) = 5,9$
DIEX,IPR1,DIFID,D8689	85,4	$\chi^2 (4) = 9,5$
DIEX,IPR1,IDVACE,D8689	50,9	$\chi^2 (4) = 9,5$
DIEX,IPR2	55,1	$\chi^2 (2) = 5,9$
DIEX,IPR2,DIFID,D8689	55,5	$\chi^2 (4) = 9,5$
DIEX,IPR2,IDVACE,D8689	36,5	$\chi^2 (4) = 9,5$

Nota: Los test no son robustos a heterocedasticidad.

APÉNDICE 4: UNA ESTIMACION ALTERNATIVA DE LAS ELASTICIDADES MEDIAS SECTORIALES

Cuando se está interesado en estimar efectos medios de variables explicativas existen procedimientos alternativos para obtener las elasticidades medias sectoriales. Además de la metodología con datos de panel —que combina los datos individuales y temporales—, es posible obtener la media de los coeficientes sectoriales a partir de estimaciones individuales de cada rama de actividad, que es la utilizada en este Apéndice. No obstante, en la medida en que los coeficientes medios que se presentan se obtienen a partir de regresiones individuales con solamente 12 años, deben interpretarse con cautela. En este sentido, este Apéndice debe interpretarse, más bien, como un ejercicio en el que se comparan dos procedimientos alternativos para estimar efectos medios. Sin embargo, el análisis permite hacer

una llamada de atención acerca de los sesgos en que se puede incurrir cuando se realizan estimaciones dinámicas con datos de panel y el supuesto de homogeneidad en los efectos sectoriales no se cumple.

Supongamos el siguiente modelo económico:

$$y_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} x_{itj} + \gamma_i y_{it-1} + v_{it}$$

$$i = 1 \dots N$$

$$t = 1 \dots T$$

donde los coeficientes β_{ij} y γ_i son constantes a lo largo del tiempo pero varían entre grupos de acuerdo a la siguiente formulación:

$$\beta_{ij} = \beta_j + \eta_{lij} \quad \gamma_i = \gamma + \eta_{2i}$$

Cuando se asume homogeneidad en los efectos sectoriales y la única heterogeneidad se introduce a través de los efectos individuales, el modelo econométrico de panel que resulta es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{itj} + \gamma y_{it-1} + \epsilon_i$$

$$i = 1 \dots N$$

$$t = 1 \dots T$$

$$\epsilon_{it} = v_{it} + \sum_{j=1}^k \eta_{lij} x_{itj} + \eta_{2i} y_{it-1}$$

Como puede observarse, las variables explicativas están correlacionadas con el error y la estimación por MCO de los parámetros conduce a estimadores sesgados de los parámetros. Pero, además, la correlación que se establece es difícilmente tratable ya que es imposible encontrar variables que correlacionadas con los regresores no lo estén con el término de error. Nótese que esta correlación es muy diferente a la que puede darse entre α_i y los regresores en los modelos estáticos de panel que puede ser tratada con transformaciones de las variables. Y tampoco es comparable a la correlación que se introduce en los modelos dinámicos donde es posible utilizar desfases de la variable dependiente como instrumentos para eliminar el sesgo negativo que se genera. En Pesaran y Smith (1993) se presentan los sesgos cometidos en la estimación de los parámetros $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ para una especificación dinámica con un único regresor exógeno.

En este contexto, la estimación del coeficiente medio a partir de N regresiones sectoriales sobre la base del modelo económico inicial se obtiene como¹⁶:

(16) Si se supone que la covarianza de los $\tilde{\beta}_i$ es nula, la desviación típica del parámetro medio puede calcularse como:

$$\sigma(\tilde{\beta}_M) = \frac{1}{N} \sqrt{\sum_{i=1}^N \text{VAR}(\tilde{\beta}_i)}$$

Cuadro A.3: ESTIMACIÓN DE LA ESPECIFICACIÓN [1] DE LA FUNCIÓN DE IMPORTACIONES

	Estimador medio		Estimadores de panel (MCO)			
	(1)	(2)	Desviaciones ortogonales		Diferencias	
			(3)	(4)	(5)	(6)
C	-6,77 (2,2)	-2,34 (0,7)				
VAMR	1,56 (9,2)	0,87 (3,2)	0,84 (6,9)	0,27 (3,0)	0,97 (4,6)	0,88 (4,3)
IPR1	-0,74 (2,8)	-0,33 (1,5)	-0,53 (2,9)	-0,09 (0,6)	-0,80 (2,9)	-0,78 (2,4)
D8689	0,22 (3,4)	0,19 (3,9)	0,45 (8,3)	0,21 (4,9)	0,10 (3,3)	0,10 (3,3)
MR(-1)		0,29 (3,3)		0,68 (12,6)		0,14 (1,7)
ϵ_y	1,56		0,84		0,97	
CP		0,87		0,27		0,88
LP		1,23		0,84		1,02
ϵ_p	-0,74		-0,53		-0,80	
CP		-0,33		-0,09		-0,78
LP		-0,46		-0,13		-0,91
M1			5,5	1,1	2,1	1,5
M2			4,4	0,6	2,0	1,7

Nota: ϵ_y y ϵ_p son las elasticidades renta y precio a corto (CP) y largo (LP) plazo.

$$\tilde{\beta}_{jM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{\beta}_{ij} \quad \tilde{\gamma}_M = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{\gamma}_i$$

Se han realizado estimaciones por MCO para los 14 sectores industriales de la especificación [1]. No se ha creído conveniente llevar a cabo una estimación por variables instrumentales dado el escaso número de datos temporales. Por esta razón, la comparación se realizará con los resultados de la estimación por MCO de un modelo econométrico de datos de panel de efectos fijos donde las variables han sido transformadas en desviaciones ortogonales y en diferencias. Por consiguiente, no se está considerando la probable endogeneidad de la variable de demanda española con las importaciones. El Cuadro A.3 recoge las estimaciones

de la especificación clásica de demanda de importaciones ampliada con la variable ficticia temporal que recoge el efecto de la entrada de España en la CE.

Como puede observarse en la segunda columna del Cuadro A.3, el estimador medio de la variable dependiente desfasada resulta ser significativo¹⁷. El coeficiente de los precios relativos se reduce sensiblemente, así como su significatividad con respecto a la especificación estática.

La comparación de las columnas (2) y (4) del Cuadro A.3 permite apreciar la sobreestimación del coeficiente de la variable dependiente desfasada cuando se estima el modelo de efectos fijos por MCO. Además, se constata el fuerte sesgo negativo en los efectos de las variables renta y precio, que determinan una elasticidad a largo plazo inferior a la proporcionada por los estimadores medios. La estimación MCO de las variables transformadas en diferencias –véase columna (6) del Cuadro A.3– parece reducir el problema de sesgo en las variables explicativas exógenas pero, sin embargo, genera un sesgo negativo en el coeficiente de la variable dependiente.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, J., Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (1988): "The Influence of Demand and Capital Constrains on Spanish Unemployment", Documento de trabajo 88001, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Arellano, M. (1991): "On the Testing of Correlated Effects with Panel Data", Documento de trabajo 9108, CEMFI, Madrid.
- Arellano, M. y Bond, S. (1988): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Applied Economics Discussion Paper*, n.º 55, Oxford.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): "La econometría de datos de panel", *Investigaciones Económicas (Segunda Época)*, Vol. XIV, N.º 1, págs. 3-46.
- Bonilla, J.M. (1978): "Funciones de exportación e importación en la economía española", Serie "Estudios Económicos", N.º 14, Servicios de Estudios, Banco de España.
- Buisán, A. y Gordo, E. (1994): "Funciones de importación y exportación de la economía española", *Investigaciones económicas (Segunda época)*, Vol. XVIII, N.º 1, págs. 162-192.
- Eurostat: Las Cuentas Nacionales, Luxemburgo.
- Eurostat: Eurostatistics (Data for a short-term economic analysis), Luxemburgo.
- Fernández, I. y Sebastián, M. (1989): "El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones", *Moneda y Crédito*, N.º 189, págs. 31-74.
- Goldsbrough, D.J. (1981): "International Trade of Multinational Corporations and Its Responsiveness to Changes in Aggregate Demand and Relative Prices", *Staff Papers*, Vol. 28, N.º 3, FMI.
- Goldstein, M. y Khan, M. (1985): "Income and Price Effects in Foreign Trade", en Jones, R. y Kenen, P. (eds.): *Handbook of International Economics*, Vol. II. Elsevier Science Publishers B. V., Amsterdam, págs. 1041-1105.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, N.º 46, págs. 1251-1272.

(17) De hecho, el estadístico DW de las estimaciones sectoriales de la especificación estática no permitía rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación serial.

- Helpman, E. y Krugman, P. (1985): *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and The International Economy*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- INE: Encuesta Industrial, Años 1978-1989, Madrid.
- INE: Estadística sobre Investigaciones Científicas y Desarrollo Tecnológico, Años 1982-1989, Madrid.
- Krugman, P. (1990): *Rethinking International Trade*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Martín C. y Velázquez F.J. (1993): "El capital extranjero y el comercio exterior de manufacturas", *Papeles de Economía Española*, N.º 56, págs. 221-234.
- Mauleón, I. (1985): "Análisis econométrico de las importaciones españolas", Mimeo, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Ministerio de Economía y Hacienda: "Síntesis mensual de indicadores económicos", Dirección General de Previsión y Coyuntura.
- Ministerio de Economía y Hacienda: "Estadísticas de Comercio Exterior", Dirección General de Comercio Exterior.
- OCDE: Main Science and Technology Indicators.
- Pesaran, M.H. y Smith, R. (1993): "Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panel" (mimeo).
- Posner, M.V. (1961): "International Trade and Technical Change", *Oxford Economic Papers*, Vol. 13, págs. 323-334.
- Segura J. et al. (1992): *Un panorama de la industria española*, MICYT, Madrid.
- Vernon, R. (1966): "International Investment and International Trade in The product Cycle", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 80, n.º 2, págs. 190-207.
- Werling, J. (1991): "Spanish Foreign Trade in a Multisectorial Modeling Framework: Equation Estimations and Simulations", *Investigaciones y Aplicaciones Económicas* (mimeo), Fundación Tomillo.
- Yamawaki, H. (1991): "Exports and Foreign Distributional Activities: evidence on Japanese Firms in the United States", *The Review of Economics and Statistics*, Vol XXIII, págs. 294-300.

Fecha de recepción del original: Septiembre, 1994
Versión final: Enero, 1995

ABSTRACT

This paper investigates the determinants of Spain's industrial imports from the other Community countries during 1978-89 by using a sectoral panel approach. The results show that price elasticities of import demand differ among industrial sectors. Additionally, the demand specification includes, besides income and relative prices, other strategic behavior variables of firms. The results prove the significant influence of the technological advantage of the EC and foreign investment, not only in the evolution of imports but also in price and income elasticities. *Keywords:* imports, elasticities, technological advantage, foreign investment, EC.